



Universidad Nacional de La Plata  
Facultad de Ciencias Económicas  
Departamento de Economía



**Sexto Seminario Internacional  
sobre Federalismo Fiscal  
26 de noviembre de 2001  
Pilar, Buenos Aires, Argentina**

**Sostenibilidad de las Políticas Fiscales y Causalidad entre  
Ingresos y Gastos para las Provincias Argentinas**  
Guillermo J. Vúletin (Universidad Nacional de La Plata)

# **SOSTENIBILIDAD DE LAS POLÍTICAS FISCALES Y CAUSALIDAD ENTRE INGRESOS Y GASTOS PARA LAS PROVINCIAS ARGENTINAS**

Guillermo J. Vúletin\*

Agosto 2001

---

## ***Resumen***

*El presente trabajo tiene dos objetivos centrales. El primero es analizar la sostenibilidad de los procesos fiscales, dimensionando el compromiso de cada provincia con la restricción presupuestaria intertemporal. El segundo indaga respecto de la causalidad entre gastos e ingresos, con el objeto de brindar una guía relevante tendiente a lograr una reducción permanente en los déficits fiscales para aquellas provincias con procesos fiscales débiles o no sostenibles y, por otro lado, para comprender la dinámica que impera el ajuste fiscal en aquellas provincias que cumplen con la restricción presupuestaria en sentido “estricto”.*

*Los resultados alcanzados revelan que para el período analizado – 1970-1995 para todas las provincias, salvo la de Buenos Aires que abarca 1970-1997 – casi la totalidad de las provincias argentinas muestran procesos fiscales débiles o no sostenibles. Solo las provincias de Buenos Aires y Córdoba evidencian una performance sostenible en sentido fuerte. Por otro lado, el análisis de interdependencias entre los ingresos y gastos sugiere que para 9 provincias no es posible hallar una estrategia dominante que propenda la disciplina fiscal, para 8 de ellas la estrategia eficiente debería basarse en restricciones legales al déficit o al endeudamiento y en cortes discrecionales del gasto público, mientras que solo para 2 se requeriría de acciones sobre ambos lados del presupuesto.*

Palabras claves: gastos; ingresos; sostenibilidad de la política fiscal; causalidad de Granger; cointegration; VAR.

Clasificación JEL: C32, H71, H72.

---

\* Universidad Nacional de La Plata. E-mail: [gvuletin@impsat1.com.ar](mailto:gvuletin@impsat1.com.ar) . Agradezco los datos suministrados por la Lic. María Lorena Garegnani (UNLP).

# ***1 Introducción***

La persistencia de déficits fiscales y la acumulación de deuda pública para la mayoría de las provincias argentinas ha sido fuente de recurrentes debates, especialmente durante los últimos años. Recientes ejemplos de esta creciente preocupación son la sanción de las leyes de Compromiso Fiscal (Ley 25.235), de Compromiso Federal para el Crecimiento y la Disciplina Fiscal (Ley 25.400) y la instalación de diversos proyectos como por ejemplo el SIGADE (Sistema de Gestión y Análisis de la Deuda Pública en Administraciones Subnacionales).

A pesar de una amplia discusión informal en diversos ámbitos respecto de la necesidad de fomentar la disciplina fiscal y de los potenciales elementos involucrados en la realización de los presupuestos, no existen hasta el momento estudios empíricos que avancen sobre la evidencia para las provincias argentinas. El presente trabajo no pretende ser un análisis acabado del tema sino una introducción a la discusión de esta problemática.

En primer lugar se analiza la sostenibilidad de los procesos fiscales para las provincias argentinas, dimensionando el cumplimiento de la restricción presupuestaria a nivel subnacional. Para esto se utilizan tres categorías respecto del grado de compromiso de cada provincia con su restricción presupuestaria intertemporal: sostenibilidad fuerte, sostenibilidad débil y no sostenibilidad. Asociadas a estas performances se sugieren diversas respuestas de políticas, pues mientras que en caso de observarse un proceso fiscal sostenible en sentido fuerte se infiere que la restricción presupuestaria se cumple en sentido “estricto” y que por lo tanto no habría futuros problemas de deuda, la posible presencia de problemas de deuda asociados a procesos débiles o no sostenibles sugerirían la necesidad de promover medidas tendientes a revertir el déficit público hacia su sendero sostenible. En segundo lugar, se indaga respecto de la interdependencia entre gastos e ingresos públicos con dos objetivos. En primer lugar, para proveer una guía relevante sobre las medidas más eficientes tendientes a reducir de los déficits fiscales para aquellas provincias con procesos fiscales no sostenibles en sentido fuerte. En segundo lugar, para comprender la dinámica que impera el ajuste en aquellas provincias con sostenibilidad en sentido fuerte.

El estudio analiza las 23 provincias argentinas para el período 1970-1995, excepto para Buenos Aires para la cual se estudia el período 1970-1997.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. La sección 2 versa sobre la sostenibilidad de la política fiscal. Trata la aritmética y teoría de los procesos presupuestarios y presenta los resultados alcanzados para las provincias argentinas. La sección 3 analiza las relaciones de interdependencias entre gastos e ingresos. En primer lugar, se exponen las principales hipótesis teóricas que la literatura ofrece para explicar las diversas direcciones de causalidad entre los ingresos y los gastos. En segundo lugar, se presentan algunos resultados alcanzados por diversos trabajos empíricos y, finalmente se muestran los resultados obtenidos para las provincias, no sólo sobre la dirección de causalidad entre las variables fiscales sino también sobre el signo involucrado en dichas relaciones. En la sección 4 se presentan las conclusiones, donde se relacionan los resultados sobre los procesos de sostenibilidad y las relaciones de causalidad con las prescripciones de política.

## ***2 Análisis de sostenibilidad***

### **2.1 Marco teórico**

Hacia inicio de los años 1920 y debido al problema de deuda pública evidenciado por Francia, Keynes (1923) ponía en aviso al gobierno sobre la necesidad de propender políticas fiscales sostenibles. Keynes sostuvo que la ausencia de sostenibilidad sería evidente cuando “las obligaciones a pagar por parte del Estado (...) hayan alcanzado una excesiva proporción del ingreso nacional” (pag. 54); y que si esto ocurriera el Estado “debería establecer algún compromiso entre el aumento de los impuestos, la disminución de los gastos (...)” (pag. 59). Análoga a esta idea Blanchard et al. (1990) señalan que “un buen indicador de la sostenibilidad es aquel que brinde señales claras y fácilmente interpretables cuando la política actual parece estar propendiendo un rápido crecimiento del cociente de deuda sobre PBI” (pag. 8).

Consistentemente con lo expuesto anteriormente la definición de sostenibilidad usada en este trabajo hace referencia al cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal por parte del gobierno. En el período  $t$  la restricción presupuestaria puede expresarse de la siguiente forma<sup>1</sup>

$$\Delta B_{t+1} = r_t B_t + G_t - T_t$$

donde  $B_t$  es el stock de deuda en términos reales al final del período  $t-1$ ,  $G_t$  es el gasto público real excluyendo el pago de intereses,  $T_t$  son los recursos públicos en términos reales y  $r_t$  es la tasa de interés real promedio de la deuda en el período  $t-1$ . Por lo tanto, el gasto público total es

$$G_t^R = r_t B_t + G_t$$

De manera que el déficit público se define como  $D_t = G_t^R - T_t$ . No obstante, estas últimas variables no son siguiendo a Hakkio y Rush (1991) las más apropiadas para un análisis de sostenibilidad en economías crecientes, pues serían pocos los resultados que podrían ser alcanzados para variables que muestren tendencias crecientes en un contexto donde la economía mostrara un comportamiento similar. Para estos autores dichas variables normalizadas en términos del PBI real son más apropiadas para economías crecientes. Teniendo en cuenta que las variables relevantes deben ser consideradas en relación al tamaño de la economía -las letras minúsculas indican los mismos conceptos como proporción del PBI-, la restricción presupuestaria y la definición de los gastos públicos quedan de la siguiente forma

$$\Delta b_{t+1} = \mathbf{I}_t b_t + g_t - t_t \quad (1)$$

$$g_t^R = \mathbf{I}_t b_t + g_t$$

---

<sup>1</sup> Para simplificar la exposición se supone que el gobierno emite títulos de un solo período de maduración.

donde  $\mathbf{I}_t = \frac{r_t - h_t}{1 + h_t}$ , el cual puede ser entendido como la adición a la deuda neta debido al exceso de la tasa de interés real sobre  $h_t$ , la tasa de crecimiento del producto bruto real. Tomando el exceso de la tasa de interés real sobre la tasa de crecimiento de la economía como estacionario alrededor de un valor medio de  $\mathbf{I}$ , (1) puede ser expresado como

$$\Delta b_{t+1} = \mathbf{I}b_t + gx_t - t_t \quad (2)$$

donde  $gx_t = g_t + (\mathbf{I}_t - \mathbf{I})b_t$ . Considerando que el gobierno está sujeto a la restricción (2) para  $t+1, t+2, \dots$ , se puede reescribir (2) resolviendo recursivamente hacia adelante, obteniendo

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{g}^{j+1} (t_{t+j} - gx_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbf{g}^{j+1} b_{t+j+1} \quad (3)$$

donde  $\mathbf{g}^{j+1} = (1 + \mathbf{I})^{-(j+1)}$ . Tomando valor esperado en la ecuación (3), la hipótesis que el gobierno se halla sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal puede expresarse como

$$b_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{g}^{j+1} (t_{t+j} - gx_{t+j}) \quad (4)$$

la cual es matemáticamente equivalente a la condición de transversalidad  $E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbf{g}^{j+1} b_{t+j+1} = 0$ . Esta condición de transversalidad implica que, para que un proceso sea sostenible, la deuda actual debe igualar el valor presente esperado de los futuros superávits primarios. En otras palabras, dicha condición impide que el gobierno mediante una esquema Ponzi pueda financiar continuamente su déficit con nueva deuda y garantiza el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal.

Para facilitar el análisis empírico se puede reescribir la ecuación (3) en términos de la primera diferencia del stock de deuda pública  $\Delta b_t$

$$g_t^R - t_t = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{g}^{j+1} (\Delta t_{t+j} - \Delta g x_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbf{g}^{j+1} \Delta b_{t+j+1} \quad (5)$$

donde el lado izquierdo de (5) representa el déficit público. Análogamente a la restricción de endeudamiento intertemporal (4) sobre la ecuación (3), la condición de transversalidad para la ecuación expresada como en (5) queda como

$$E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbf{g}^{j+1} \Delta b_{t+j+1} = 0 \quad (6)$$

Los test de sostenibilidad usados en la literatura apuntan a verificar si se cumple esta condición de transversalidad en la restricción presupuestaria del gobierno. Con este propósito la literatura empírica ha recurrido usualmente a dos tipos de análisis. Algunos trabajos estudian el orden de integración del déficit y de la deuda pública, testeando la estacionariedad de  $\Delta b_t$  o, de  $g_t^R - t_t$  si ambas son I(1). Otros estudios evalúan la existencia de cointegración entre los ingresos y gastos cuando el vector de cointegración es (1,-1) o, alternativamente, testean cointegración en

$$t_t = \mathbf{a} + \mathbf{b} g_t^R + \mathbf{e}_t \quad (7)$$

contrastando adicionalmente la hipótesis nula  $H_0 : \mathbf{b} = 1$ . Por ende, el déficit se dice no sostenible si  $\Delta b_t$  fuese no estacionario, o si la cointegración en (7) no se cumpliera con vectores de cointegración (1,-1).

No obstante como demuestra Quintos (1995), estos métodos sólo se refieren a condiciones suficientes pero no necesarias para la sostenibilidad. Es decir, la relación de cointegración entre ingresos y gastos es sólo una condición suficiente, pues la condición necesaria y suficiente es que la deuda crezca más despacio que el tipo de interés medio. Quintos demuestra que no es necesario que  $\Delta b_t$  sea I(0) para que la condición de transversalidad (6) se cumpla, sólo cuando  $\Delta b_t$  contenga raíces explosivas de suficiente magnitud el déficit será no sostenible. Es decir, que el déficit público total puede ser I(1) e incluso tener algún



comportamiento explosivo, y a pesar de esto continuar siendo sostenible, siempre que la tasa de crecimiento del stock de deuda pública no sea mayor que la tasa de crecimiento de la economía<sup>2</sup>.

En este contexto ampliado, Quintos distingue entre condiciones fuertes y débiles que aseguren la sostenibilidad del proceso de déficit. La condición fuerte corresponde a la situación donde  $\Delta b_t$  es estacionario, es decir, donde (6) tiende a cero. Por otro lado, la condición débil se refiere a aquella situación donde  $\Delta b_t$  puede ser no estacionario o I(1) debido a que (6) tiende a cero a una tasa más pequeña que bajo la condición fuerte.

De lo anteriormente expuesto se infiere que sostenibilidad fuerte implica que no habría problemas futuros de acuerdo al estado actual de la situación, mientras que una performance fiscal sostenible en forma débil podría causar futuros problemas de deuda. Esto último sucedería si los agentes esperan que el gobierno continúe gastando más de lo que le “permiten” sus ingresos, lo cual llevaría a un incremento sustancial del riesgo de impago y, por lo tanto, a incrementos de los tipos de interés y de los pagos de intereses de la deuda. Debido a que este riesgo aparece solamente como respuesta al alto stock de deuda que implicaría una política fiscal sostenible en forma débil; en caso de que existiesen problemas de deuda, severas reformas fiscales deberían ser adoptadas.

En este contexto, Quintos muestra que la condición necesaria y suficiente para la sostenibilidad es que  $0 < \mathbf{b} \leq 1$  en (7), mientras que  $\mathbf{b} = 1$  y la existencia de cointegración son condiciones suficientes.

Para apreciar estos resultados se sustituye (7) en (1) obteniendo

$$b_{t+1} = (1 + \mathbf{I}_t(1 - \mathbf{b}))b_t + (1 - \mathbf{b})g_t - \mathbf{a} - \mathbf{e}_t \quad (8)$$

o equivalentemente

---

<sup>2</sup> El cumplimiento la restricción presupuestaria de esta forma no evita futuros inconvenientes de deuda en el largo plazo.

$$\Delta b_t = \mathbf{I}_t(1 - \mathbf{b})b_t + (1 - \mathbf{b})g_t - \mathbf{a} - \mathbf{e}_t = (1 - \mathbf{b})g_t^R - \mathbf{a} - \mathbf{e}_t \quad (9)$$

De la ecuación (9) surgen varios resultados. Si  $g_t^R$  es I(1) y  $0 < \mathbf{b} < 1$  implica que  $\Delta b_t$  es I(1), independientemente que  $\mathbf{e}_t$  sea I(0) o I(1). En otras palabras, la cointegración en (7) no juega rol alguno, siendo el proceso de déficit sostenible sólo en sentido débil. Por el contrario,  $\Delta b_t$  será I(0) y por lo tanto el déficit sostenible en sentido fuerte, cuando simultáneamente  $\mathbf{b} = 1$  y  $\mathbf{e}_t$  sea I(0). Si se rechazara la cointegración en (7) y  $\mathbf{b} = 1$ , el déficit sería sostenible en forma débil, porque de acuerdo a (9),  $\Delta b_t$  será I(1). Un resumen de todas las posibilidades del test propuesto por Quintos cuando  $g_t^R$  es I(1) se presentan en la Tabla 2-1.

**Tabla 2-1: Test propuesto por Quintos (1995)**

Valores para $\mathbf{b}$ y	Cointegración en (7)	produce $\Delta b_t$	$\mathbf{P}$	Conclusión para sostenibilidad
$\mathbf{b} = 1$	Si	I(0)		Sostenibilidad fuerte
$\mathbf{b} = 1$	No	I(1)		Sostenibilidad débil
$0 < \mathbf{b} < 1$	No juega rol	I(1)		Sostenibilidad débil
$\mathbf{b} = 0$	No juega rol	I(1)		No sostenibilidad

De esta forma Quintos sugiere una estrategia o metodología que permita contrastar empíricamente la sostenibilidad de la política fiscal. En primer lugar propone analizar los ordenes de integración de las variables  $g_t^R$  y  $t_t$ , y probado que son I(1), estimar (7) y testear la hipótesis nula  $H_0 : \mathbf{b} = 0$  contra la alternativa  $H_1 : \mathbf{b} > 0$ . Si  $H_0$  es aceptado el déficit es no sostenible, mientras que si se rechaza la hipótesis nula propone testear  $H_0 : \mathbf{b} = 1$  contra la alternativa  $H_1 : \mathbf{b} < 1$ . En caso de ser rechazada, el déficit sería sostenible en sentido débil. Por otra parte, si no se pudiera rechazar  $H_0 : \mathbf{b} = 1$ , propone testear la posibilidad de cointegración en (7). En caso de que se acepte la presencia de cointegración, la condición de transversalidad implicaría sostenibilidad en sentido fuerte. Por el contrario si la cointegración se rechazara en (7), el proceso de déficit sería sostenible

sólo en forma débil. Si bien este trabajo utiliza la clasificación propuesta por Quintos, la estrategia de contrastación empírica de la sostenibilidad de la política fiscal no sigue la metodología propuesta previamente por motivos que son expuestos en las subsecciones 2.2 y 2.3.

## **2.2 Análisis de estacionariedad y cointegración**

Tanto para el análisis de sostenibilidad de las políticas fiscales como así también para el posterior análisis de interdependencias entre gastos e ingresos resulta fundamental analizar el orden de integración de las series involucradas, y en caso que ambas series fiscales posean el mismo orden de integración realizar el análisis de cointegración para establecer la existencia o no de una relación lineal de largo plazo.

Los datos abarcan el período 1970-1995, salvo para la provincia de Buenos Aires que se cuentan con datos hasta 1997. Las series utilizadas son gastos e ingresos totales de los gobiernos provinciales y PBI de las provincias. Los gastos e ingresos totales excluyen la influencia de las empresas públicas y contemplan conceptos corrientes y de capital. Salvo expresa aclaración, en las secciones empíricas se hará referencia a los gastos e ingresos como proporción del PBI simplemente como gastos e ingresos.

### *2.2.1 Estacionariedad de las variables*

Para analizar el orden de integración de las variables se utilizaron los test de Dickey Fuller y Phillips Perron (1988). Los mismos muestran que para la mayoría de las provincias las variables fiscales como proporción del PBI son integradas de primer orden, salvo para los ingresos fiscales de Río Negro y los gastos de Tierra del Fuego que son integrados de orden cero y los gastos de San Luis para el cual no se rechaza la hipótesis nula que la misma posea un orden de integración superior a uno.

### 2.2.2 *Relaciones de cointegración*

En el marco de este trabajo la existencia o no de cointegración entre los ingresos y los gastos resulta relevante por dos razones:

En primer lugar es importante para realizar un análisis apropiado del test propuesto por Quintos. Mientras que en caso de existir cointegración entre las variables fiscales resultaría correcto evaluar el coeficiente de dicha relación de largo plazo, si no hubiese cointegración entre ambas variables dicha estimación resultaría en una estimación espúrea. Si esto último ocurriera y con el objeto de completar el test propuesto por Quintos, se estima (7) en primeras diferencias (Hamilton, 1994) por MCO.

En segundo lugar, asociado a la segunda parte de este trabajo, resulta significativo al momento de analizar la relación causal en sentido de Granger entre los gastos y los recursos. Pues en caso que existiera una relación de cointegración, los residuos de la relación de equilibrio de largo plazo deberían ser incluidos en las especificaciones del sistema VAR. Si no se los incluyeran los resultados serían sesgados, pudiendo modificar los resultados de causalidad. Al mismo tiempo la inclusión de dichos residuos brindan información útil, permitiendo distinguir los diversos procesos de ajustes involucrados respecto de la relación de largo plazo.

Varios artículos de la literatura que analizan cuestiones de sostenibilidad fiscal evalúan cointegración mediante el análisis de los residuos de la ecuación (7), asumiendo que la variable ingresos es la endógena. Sin embargo, no existen motivos teóricos evidentes que justifiquen dicha elección. Por el contrario, en el contexto de estudios como el presente, se presume a priori que las variables fiscales son elegidas conjuntamente, lo cual justifica el uso de sistemas VAR. El descubrimiento de dicha relación de endogeneidad escapa a los fines de este trabajo, lo que se desea es poder evaluar la existencia o no de una relación de largo plazo sin restricción de endogeneidad alguna. Por este motivo se utiliza la metodología propuesta por Johansen (1991), por ser menos restrictiva respecto de la endogeneidad entre las variables involucradas en relación a los test propuestos por Engle y Granger (1987). El test propuesto por Johansen evalúa la existencia o no de un vector cuya

combinación lineal con la variables involucradas permitan alcanzar una representación que sea estacionaria.

Debido a que el resultado del test de cointegración puede ser sensible a la cantidad de rezagos considerados se procedió, tal como sugiere Enders (1995), a realizar un pretest para la obtención apropiada del mismo. Obtenida la estructura de rezagos se realizó el análisis de cointegración entre las variables fiscales para cada una de las provincias. A tal efecto no se permitió la inclusión de una tendencia lineal determinística en los datos y si se permitió la inclusión del intercepto en el vector de cointegración. La no inclusión de una tendencia se debe por un lado a razones teóricas, pues como los gastos e ingresos están expresados como porcentajes del PBI no existen motivos teóricos que hagan esperar que en el largo plazo se observe una tendencia. Por otra parte, la observación de los datos no hacen sospechar la necesidad de la inclusión de la misma. De acuerdo a los resultados obtenidos, 15 de las 20 provincias analizadas no poseen una relación lineal de largo plazo. Las 5 provincias que poseen una relación de largo plazo entre ingresos y gastos son Buenos Aires, Córdoba, Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán. Por lo cual solamente estas 5 provincias poseen las condiciones necesarias pero no suficientes para poseer una performance sostenible en sentido fuerte.

### **2.3 Sostenibilidad de los procesos fiscales para las provincias**

Como se señaló anteriormente, la estrategia para realizar el test propuesto por Quintos difiere según exista o no una relación de largo plazo. Para las 5 provincias cuyas variables fiscales se hallan cointegradas se realiza un test sobre el vector de cointegración normalizado en la variable gastos, donde  $\beta$  es el coeficiente asociado a la variable ingresos, evaluando si  $\beta=0$  y si  $\beta=-1$ . Para las restantes 15 provincias que no evidencian una relación de largo plazo y para las 3 provincias cuyas variables fiscales poseen diferentes órdenes de integración se complementa el análisis propuesto por Quintos estimándose (7) en primeras diferencias para aquellas provincias cuyas variables expresadas en diferencias son

estacionarias<sup>3</sup>. Para este caso, debido a la necesidad de establecer qué variable es tratada como exógena, se procede conforme a la práctica usual de la literatura, estimando una ecuación cuya variable exógena sea el gasto. Si los errores de la ecuación (7) expresada en diferencias no cumplen con las propiedades requeridas se realizan dos tipos de correcciones: ante la presencia de errores con heterocedasticidad se utiliza la corrección propuesta por White (1980), mientras que ante la presencia de autocorrelación en el modelo contemporáneo se recurre a la metodología de general a particular. Los resultados de dicho análisis son expuestos en la Tabla 2-2.

**Tabla 2-1 Sostenibilidad fiscal de las provincias argentinas**

<i>Provincia</i>	<i>Valor <math>\mathbf{b}</math></i>	$H_0: \mathbf{b}=0$	$H_0: \mathbf{b} = -I^a$ ó $H_0: \mathbf{b} = I^b$	$\mathbf{P}$ <i>Sostenibilidad del proceso de déficit</i>
Buenos Aires	-1.033	$\chi^2=2638***$	$\chi^2=2.78^*$	Fuerte
Catamarca <sup>GP</sup>	0.48	$\chi^2=20.51***$	$\chi^2=23.27***$	Débil
Chaco	0.745	$\chi^2=158***$	$\chi^2=18.37***$	Débil
Chubut <sup>GP</sup>	0.41	$\chi^2=11.43***$	$\chi^2=22.08***$	Débil
Córdoba	-1.244	$\chi^2=90.49***$	$\chi^2=3.49^*$	Fuerte
Corrientes	0.59	$\chi^2=10.84***$	$\chi^2=5.22^{**}$	Débil
Entre Ríos	0.768	$\chi^2=39.03***$	$\chi^2=3.54^*$	Débil
Formosa	0.319	$\chi^2=14.57***$	$\chi^2=65.81***$	Débil
Jujuy	0.36	$\chi^2=7.46***$	$\chi^2=23.35***$	Débil
La Pampa	1.08	$\chi^2=65.22***$	$\chi^2=0.40$	Débil
La Rioja	0.365	$\chi^2=7.46***$	$\chi^2=22.42***$	Débil
Mendoza	0.438	$\chi^2=6.91***$	$\chi^2=11.36***$	Débil
Misiones	0.594	$\chi^2=24.84***$	$\chi^2=11.54***$	Débil
Neuquén <sup>GP</sup>	0.93	$\chi^2=74.20***$	$\chi^2=0.32$	Débil
Río Negro	1.01	$\chi^2=39.06***$	$\chi^2=0.005$	Débil
Salta	0.767	$\chi^2=35.65***$	$\chi^2=3.28^*$	Débil
San Juan	0.678	$\chi^2=18.77***$	$\chi^2=4.20^{**}$	Débil
Santa Cruz	-1.048	$\chi^2=3338***$	$\chi^2=7.02***$	Débil
Santa Fe	-2.39	$\chi^2=13.87***$	$\chi^2=4.71^{**}$	Débil

<sup>3</sup> Se excluye del análisis a la provincia de San Luis.

Santiago del Estero <sup>H</sup>	0.443	$\chi^2=1.88$	$\chi^2=2.96^*$	No sostenibilidad
Tierra del Fuego	0.50	$\chi^2=22.37^{***}$	$\chi^2=20.79^{***}$	Débil
Tucumán	-1.10	$\chi^2=505^{***}$	$\chi^2=4.19^{**}$	Débil

Nota: \*, \*\* y \*\*\* indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

<sup>GP</sup> indica que se estimó un modelo mediante la metodología general a particular.

<sup>H</sup> Indica que la estimación se realizó utilizando la corrección de White.

*a* se evalúa para las variables cointegradas, mientras que *b* se evalúa para las variables no cointegradas y evaluadas en un modelo en diferencias.

De la tabla precedente se puede observar que solamente las provincias de Buenos Aires y Córdoba poseen un proceso sostenible en sentido fuerte, dado que de las 5 provincias con una relación de largo plazo, son las únicas con un coeficiente en el vector de cointegración asociado a los ingresos no estadísticamente diferente de  $-1$ ; implicando que no habría futuros problemas de deuda de acuerdo al estado actual de la situación. Por el contrario, Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán poseen coeficientes cuyo valores son mayores que uno en valor absoluto y que son estadísticamente diferentes a  $-1$ , implicando que en promedio los gastos de los gobiernos han crecido más rápido que los ingresos, teniendo de acuerdo a la clasificación de Quintos un proceso de déficit sostenible en sentido débil. Para las restantes 17 provincias que no guardan una relación de largo plazo el análisis revela que casi todas presentan una sostenibilidad fiscal en sentido débil, que conforme a lo expuesto anteriormente podrían producir futuros problemas de deuda. Solamente para la provincia de Santiago del Estero se observa un proceso de déficits no sostenible.

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, resulta deseable para la mayoría de las provincias un proceso de reducción de los déficits fiscales tendientes a mejorar la performance evidenciada. Planteado este objetivo, surge la inquietud de saber si existe alguna estrategia más eficiente para lograrlo. En este sentido, el uso de sistemas VAR y el análisis de causalidad entre las variables fiscales puede ofrecer una guía relevante. Al mismo tiempo, permiten obtener información sobre cuál es el mecanismo de ajuste que opera ante alejamientos de la relación de largo plazo para las provincias cuyas variables se hallan cointegradas.

### **3 *Análisis de causalidad***

#### **3.1 Marco teórico y evidencia internacional**

El impacto de un cambio no anticipado en los gastos e ingresos públicos sobre el tamaño y déficit del presupuesto depende de la forma compleja de las características del sistema impositivo y del modo mediante el cual el sistema político articula las demandas de gastos. La literatura ofrece diversas explicaciones económicas e institucionales en relación a los nexos causales entre los ingresos y gastos. Las mismas pueden ser agrupadas en cuatro según la dirección de causalidad que sostengan:

*Independencia entre ingresos y gastos.* Es consistente con el teorema de la equivalencia Ricardiana (Barro, 1974). Dado un sendero de gasto en el tiempo determinado exógenamente, existen infinitas distribuciones de cargas impositivas en el tiempo que satisfacen la restricción presupuestaria intertemporal. Es decir, aumentos corrientes en los gastos pueden ser financiados por impuestos corrientes o por deuda. De acuerdo a esta teoría no se debería encontrar una relación significativa entre los gastos e ingresos públicos contemporáneos. En una economía Ricardiana, cualquier plan tendiente a controlar el déficit resulta, a priori, igualmente efectivo mientras sea consistente con la restricción presupuestaria intertemporal.

*Ingresos determinan gastos.* Brennan y Buchanan (1980) y Friedman (1978) proponen un sentido causal de los ingresos hacia los gastos. Los primeros, explican la fuerte tendencia hacia el incremento del gasto público a través de la hipótesis del gobierno “leviathan”. Sostienen que salvo que se impongan límites constitucionales a la expansión del gobierno, este último intentará maximizar los ingresos de cualquier tipo de impuestos, permitiendo financiar un nivel mínimo de bienes y servicios para los ciudadanos, al mismo tiempo que aumenta el monto para usos discrecionales. Por otro lado, Friedman sostiene la hipótesis de “impuesto y gasto” según la cual debido a que los avances tecnológicos permiten incrementar la capacidad de aumentar los ingresos y como la actividad económica se ha ido focalizando en el mercado, la carga tributaria se incrementará y, consecuentemente, también lo hará el gasto del gobierno. En este escenario, cualquier intento de disminuir el



déficit incrementando los impuestos reducirá el déficit sólo en el corto plazo, pues el posterior aumento del gasto público incrementará nuevamente el déficit al mismo tiempo que el tamaño del sector público. Por este motivo, el control del déficit debería basarse en el establecimiento de restricciones legales en el déficit o en el endeudamiento, combinada con cortes discrecionales en el gasto.

*Gastos determinan ingresos.* Barro (1979), Peacock y Wiseman (1979) sostienen que los gastos preceden a los ingresos. La teoría de Barro “tax smoothing” predice que a un aumento no anticipado del gasto público como proporción del producto le seguirá un aumento de los ingresos públicos como proporción del producto, que será llevado a cabo por una tasa impositiva constante con el objeto de minimizar la distorsión de aumentar los ingresos en el tiempo por el monto necesario para balancear la restricción presupuestaria intertemporal. Peacock y Wiseman argumentan que incrementos en el gasto asociados con situaciones de crisis sociales o guerras puede cambiar la opinión pública en relación al tamaño deseado del sector público. Plantean que concluida la crisis motivadora del aumento del gasto, parte del incremento inicial puede consolidarse como permanente. Existen también explicaciones más generales relacionadas a cuestiones institucionales o políticas. En general esta literatura va más allá del típico modelo de agente representativo y gobierno benevolente. Consideran en general una sociedad dividida en diversos grupos de interés y un gobierno “débil”, fraccionado o propenso a gastar, a través de los cuales predicen mayores incrementos del déficit cuanto más laxas sean las reglas presupuestarias (von Hagen, 1992), cuanto más grupos controlen la política fiscal (Chari y Cole, 1993; Velasco, 1997) y cuando la autoridad fiscal descuenta los eventos después de un cierto momento en el tiempo a una tasa menor, por ejemplo ante la incertidumbre acerca de la reelección (Tornell y Velasco, 1995). Cuando la causalidad entre las variables fiscales ocurre desde los gastos hacia los ingresos el control del déficit puede lograrse a través de incrementos no anticipados de impuestos o mediante límites (legales) estrictos sobre el nivel de gasto público.

*Interdependencia entre gastos e ingresos.* Meltzer y Richard (1981) sostienen que cuando las decisiones de gasto e impuestos son elegidas y sufridas por el mismo grupo, las mismas

son elegidas conjuntamente, resultando interdependientes. Cuando esto ocurre se sostiene que la acción debe ser tomada sobre ambos lados del presupuesto.

La literatura empírica sobre la dinámica entre los ingresos y gastos es amplia y ofrece diversos resultados. Para los Estados Unidos Anderson et al. (1986) hallaron que el gasto causa en sentido de Granger a los ingresos, mientras que Blackley (1986) encuentra un patrón de causalidad inverso. Por otra parte Miller y Russek (1990) hallan un sentido causal en ambas direcciones. Ram (1988) distingue entre los niveles de gobierno nacional y estatal, hallando dos sentidos causales opuestos. Mientras que a nivel de los estados los gastos causan a los ingresos, a nivel federal encuentra lo opuesto. Payne (1998) encuentra que a nivel estatal los ingresos causan a los gastos para 24 estados, una relación opuesta se hallan para 8 estados, mientras que una causalidad en ambos sentidos es sostenida para 11 estados.

La evidencia para otros países también ofrece resultados variados. Joulfaian y Mookerjee (1991) analizan la interdependencia de los gastos e ingresos para 22 países de la OECD, hallando que para 11 de ellos no se detecta causalidad alguna, en 8 el gasto causa a los ingresos, en 2 los ingresos causan al gasto y para 1 caso la causalidad es bidireccional. Owoye (1995) analiza los países pertenecientes al G7, encontrando causalidad en ambas direcciones en 5 de ellos y unidireccional de los ingresos a los gastos en el caso de Italia a Japón. Castro et al. (2001) identifican para España una causalidad bidireccional, al igual que Aka y Decaluwé (1999) para Benin, Côte d'Ivoire, Níger y Togo y Hatemi-J (1999) para Suecia. Finalmente, Baffes y Shah (1994) hallan una causalidad bidireccional entre los ingresos y los gastos para Argentina, Brasil y México.

### **3.2 Causalidad entre gastos e ingresos para las provincias**

El objetivo de esta sección es por un lado establecer la relación causal o, más apropiadamente, la precedencia temporal entre los ingresos y los gastos para cada una de las provincias y, por otro lado, encontrar el mecanismo de ajuste respecto de la relación de largo plazo que opera para las provincias cuyas variables fiscales se hallan cointegradas. Para lograrlo se recurre a sistemas VAR y se realizan test de causalidad de Granger (1969).

El análisis difiere según las variables se hallen o no cointegradas, pues si bien en ambos casos se utilizan sistemas VAR de las variables expresados en diferencias, si las mismas se hallan cointegradas el sistema debe incorporar los residuos del modelo que equilibrio de largo plazo. Si esto no se hiciese los resultados serían sesgados, pudiendo afectar además los resultados de causalidad.

Los resultados obtenidos de los test de causalidad en sentido de Granger se resumen en la Tabla 3-1 y 3-2.

**Tabla 3-1 Relación causal en sentido de Granger entre gastos e ingresos**

	<i>No causalidad de <math>R \rightarrow G</math></i>	<i>Causalidad de <math>R \rightarrow G</math></i>
<i>No causalidad de <math>G \rightarrow R</math></i>	Buenos Aires*, Catamarca, Chaco, Córdoba*, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, La Pampa, Neuquén, Río Negro, San Juan y Tucumán*	Chubut, Corrientes, La Rioja, Mendoza, Misiones, Santa Fe*, Santiago del Estero
<i>Causalidad de <math>G \rightarrow R</math></i>	Santa Cruz*	Salta, Tierra del Fuego

Nota: \* indica que las provincias poseen una relación de largo plazo.

Del análisis de la Tabla 3-1 y de los sistemas VAR varios resultados se desprenden. En primer lugar, 12 de las 22 provincias analizadas no poseen causalidad alguna en sentido de Granger. Las mismas son Buenos Aires, Catamarca, Chaco, Córdoba, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, La Pampa, Neuquén, Río Negro, San Juan, y Tucumán. De las 10 provincias restantes, 8 evidencian una causalidad en un solo sentido – 7 de ellas de recursos hacia gastos y 1 de gastos hacia recursos-, mientras que 2 muestran una causalidad bidireccional. En segundo lugar, las 5 provincias cuyas variables fiscales están cointegradas –Buenos Aires, Córdoba, Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán- poseen un mecanismo de ajuste que opera a través de los ingresos. Es decir, partiendo de una situación de equilibrio respecto de la relación de largo plazo, un alejamiento de la misma, por ejemplo a través de un incremento en el déficit (superávit) produce un ajuste mediante el aumento (disminución) de los ingresos tendientes a reducir la brecha. Solamente la provincia de Santa Fe muestra

también un ajuste a través del gasto en sentido contrario al ajuste necesario, aunque no compensando al ajuste que opera a través de los ingresos. Por último, las 2 provincias que poseen sostenibilidad en sentido fuerte -Buenos Aires y Córdoba- no poseen causalidad alguna en sentido de Granger.

El sentido causal junto con el signo que opera en dicha relación para cada una de las 10 provincias que poseen algún tipo de relación causal en sentido de Granger se exponen en la Tabla 3-2.

**Tabla 3-2 Sentido causal en sentido de Granger y signo de la misma**

$G \rightarrow R$	$R \rightarrow G$	$G \rightarrow R$ y $R \rightarrow G$
Santa Cruz (-)	Chubut (+)	Salta (+ ; -)
	Corrientes (-)	Tierra del Fuego (- ; +)
	La Rioja (+)	
	Mendoza (+)	
	Misiones (+)	
	Santa Fe (+)	
	Santiago del Estero (+)	

Nota: Los signos entre paréntesis hacen referencia al signo del coeficiente x, en la relación de causalidad donde x precede temporalmente a y.

De la Tabla 3-2 surgen varios resultados interesantes. En primer lugar, se puede observar que poco más del 25% de las provincias argentinas poseen una relación causal en el sentido de Granger según la cual incrementos pasados de ingresos preceden temporalmente a aumentos de los gastos. Los resultados hallados para estas provincias son consistentes con las teorías del gobierno “leviathan” propuestas por Brennan y Buchanan, como así también con la hipótesis de “impuesto y gasto” de Friedman. En segundo lugar, únicamente Santa Cruz evidencia una relación causal del gasto hacia los recursos. Por último, 2 provincias – Salta y Tierra del Fuego- evidencian una dinámica causal bidireccional, aunque con signos opuestos.

Según los análisis realizados hasta el momento resulta imposible hacer mayores precisiones respecto de la importancia relativa de cada una de las relaciones causales que gobiernan la

dinámica fiscal para Salta y Tierra del Fuego. Con la intención de desentrañarla se realiza en la próxima subsección un análisis de descomposición de varianza.

### *3.2.1 Descomposición de varianza para provincias con relación causal bidireccional*

En esta subsección se utiliza la descomposición de varianza para entender mejor la interdependencia entre gastos e ingresos para las 2 provincias –Salta y Tierra del Fuego– que muestran una relación causal bidireccional, específicamente tratando de dilucidar si existe algún sentido causal que predomine.

La descomposición de varianza indica qué parte de la varianza del error de pronóstico de una variable puede ser atribuida a innovaciones de otra luego de cierta cantidad de períodos. Si los errores del sistema VAR están contemporáneamente correlacionados (para la provincia de Salta dicha correlación es de 0.76 y para Tierra del Fuego es 0.47), no es posible atribuir los shocks a una única variable, por lo cual resulta necesaria la identificación del modelo. Para esto se recurre a la descomposición de Cholesky, según la cual el orden de las ecuaciones propuestas para el VAR no es trivial. Por este motivo se efectúan los análisis con los ordenes  $(\Delta g^R, \Delta t)$ , la cual significa que el componente común en el término de error se asigna totalmente a los gastos, mientras que un shock sobre los ingresos sólo afecta a esta variable en forma contemporánea, y en el orden  $(\Delta t, \Delta g^R)$ , implicando lo opuesto. Los resultados se exponen en la Tabla 3-3 y 3-4 para Salta y Tierra del Fuego respectivamente.

**Tabla 3-1 Descomposición de la varianza del error de pronóstico para la provincia de Salta**

Porcentaje del error de pronóstico en	Períodos	Explicado por shocks en			
		Orden $D_g^R$ , $D$		Orden $D$ , $D_g^R$	
		$D_g^R$	$D$	$D_g^R$	$D$
$\Delta g^R$	1	100	0	42.15	57.84
	2	91.37	8.62	49.88	50.11
	3	91.17	8.82	50.69	49.30
	4	91.14	8.85	50.67	49.32
	5	91.13	8.86	50.68	49.31
	10	91.13	8.86	50.68	49.31
$\Delta t$	1	57.84	42.15	0	100
	2	57.47	42.52	39.42	60.57
	3	58.57	41.42	40.19	59.80
	4	58.50	41.49	40.25	59.74
	5	58.51	41.48	40.28	59.71
	10	58.51	41.48	40.28	59.71

**Tabla 3-2 Descomposición de la varianza del error de pronóstico para la provincia de Tierra del Fuego**

Porcentaje del error de pronóstico en	Períodos	Explicado por shocks en			
		Orden $D_g^R$ , $D$		Orden $D$ , $D_g^R$	
		$D_g^R$	$D$	$D_g^R$	$D$
$\Delta g^R$	1	100	0	78.22	21.77
	2	84.31	15.68	86.82	13.17
	3	80.81	19.18	87.71	12.28
	4	80.02	19.97	87.85	12.14
	5	79.85	20.14	87.88	12.11
	10	79.80	20.19	87.89	12.10
$\Delta t$	1	21.77	78.22	0	100
	2	37.76	62.23	29.90	70.09
	3	39.98	60.01	37.06	62.93
	4	40.36	59.63	38.61	61.38
	5	40.43	59.56	38.95	61.04
	10	40.45	59.54	39.04	60.95

Los resultados muestran que el orden establecido en la realización de la descomposición de Cholesky hace diferir los resultados de los porcentajes del error de pronóstico en cada una de las variables fiscales explicadas por shocks en las mismas. No obstante, la diferencia cualitativa y cuantitativa difiere según la provincia en cuestión. Para la provincia de Salta se observan en el largo plazo importantes diferencias, pues si bien para el orden ( $\Delta g^R$ ,  $\Delta t$ ) un 8.86% de la variabilidad del error de pronóstico de la variación del gasto es explicado

por la variación en los ingresos, para el orden  $(\Delta t, \Delta g^R)$  dicho porcentaje alcanza el 49.31%. Similarmente ocurre para la variabilidad del error de pronóstico de la variación de los ingresos, donde para el orden  $(\Delta g^R, \Delta t)$  un 58.51% es explicado por la variación en los gastos, mientras que para el orden  $(\Delta t, \Delta g^R)$  se reduce a un 40.28%. Contrariamente ocurre con Tierra del Fuego, donde en el largo plazo las diferencias entre las variabilidades de los errores de pronóstico de la variación de una de las variables fiscales explicado por variaciones en la otra no difieren significativamente según el ordenamiento impuesto en la descomposición de Cholesky. Mientras que para el orden  $(\Delta g^R, \Delta t)$  un 20.19% de la variabilidad del error de pronóstico de la variación del gasto es explicado por la variación en los ingresos, para el orden  $(\Delta t, \Delta g^R)$  dicho porcentaje alcanza el 12.10%. Similarmente ocurre para la variabilidad del error de pronóstico de la variación de los ingresos, donde para el orden  $(\Delta g^R, \Delta t)$  un 40.45% es explicado por la variación en los gastos, mientras que para el orden  $(\Delta t, \Delta g^R)$  se reduce a un 39.04%.

Por lo anteriormente expuesto se infiere que si bien ambas provincias poseen una causalidad en sentido de Granger que opera en ambos sentidos, para la provincia de Tierra del Fuego y bajo ambos ordenamientos de las ecuaciones del sistema VAR, el efecto de los gastos sobre los ingresos parece ser más importante que el inverso, pues mientras que el porcentaje de la variación del gasto debido a variaciones pasadas de los ingresos es del 20%, el porcentaje de variación de los ingresos debido a variaciones pasadas de los gastos es del 40%.

## ***4 Conclusiones***

Como resultado global del análisis se obtiene que la performance de no sostenibilidad fuerte es un fenómeno generalizado para las provincias argentinas, solo las provincias de Buenos Aires y Córdoba evidencian un proceso fiscal que contrasta con esta performance general. Por este motivo, se sostiene que estos procesos generales de acumulación de deuda pública y persistencia en los déficits fiscales deben ser revertidos hacia su sendero estable. En cuanto a las estrategias más eficientes para lograrlo, las relaciones de causalidad entre

los ingresos y los gastos ofrecen una guía relevante. El resultado general de las mismas sugiere que para 9 provincias no es posible mediante este análisis establecer una estrategia dominante tendiente a lograr la disciplina fiscal, para 8 la estrategia eficiente debería basarse en restricciones legales al déficit o al endeudamiento y cortes discrecionales en el gasto, mientras que solo para 2 de ellas se requeriría de acciones sobre ambos lados del presupuesto.

La situación particular de cada provincia junto con las políticas más eficientes que propendan la disciplina fiscal se detallan a continuación:

Las provincias de Buenos Aires y Córdoba poseen un proceso de déficit sostenible en sentido fuerte, que en el marco de este trabajo implica que no tendrían problemas en el futuro de acuerdo al estado de situación actual.

Para las restantes 20 provincias que no muestran un proceso fiscal sostenible en sentido fuerte –tanto en sentido débil como no sostenible- las estrategias “eficientes” propuestas difieren según exista o no relación de largo plazo. Mientras que para aquellas provincias que posean una relación de largo plazo, las estrategias analizadas deberían considerar tanto las consecuencias en el largo plazo como así también los efectos impacto de las políticas, si no existiera relación de largo plazo alguna, las estrategias deberían ser evaluadas exclusivamente según las relaciones de causalidad resultantes del análisis de Granger.

Para las 3 provincias –Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán- que poseen una relación de largo plazo, pero que poseen un sesgo al déficit del sector público producto de que el coeficiente que afecta a los ingresos en el vector de cointegración es mayor que uno en valor absoluto, se sostiene que la consolidación fiscal debería ser alcanzada prestando especial atención a los gastos públicos, más precisamente a través de una reducción del tamaño del sector público. Cualquier intento de reducir los déficits mediante el aumento de los ingresos si bien mejoraría la situación fiscal en el corto plazo, llevaría a un aumento futuro de los gastos y no a una mejora de los resultados fiscales. Adicionalmente, para Santa Cruz existe una causalidad de corto plazo desde el gasto hacia los recursos con signo negativo lo cual implica que un corte en los gastos aumentaría los ingresos futuros. Análogamente ocurre para la provincia de Santa Fe, donde además del sesgo hacia el déficit en el largo



plazo existe una relación causal de corto plazo de los recursos hacia los gastos con signo positivo, motivo por el cual un ajuste creíble y efectivo debería sustentarse en la reducción del gasto público.

Las restantes 17 provincias que poseen un proceso sostenible en sentido débil o no sostenible, no tienen relación de largo plazo alguna. Para 9 provincias que no evidencian alguna relación causal de corto plazo –Catamarca, Chaco, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, La Pampa, Neuquén, Río Negro y San Juan- no es posible hallar mediante los análisis realizados en este trabajo alguna estrategia dominante. Para 5 provincias que muestran una causalidad de corto plazo positiva de los ingresos hacia los gastos –Chubut, La Rioja, Mendoza, Misiones y Santiago del Estero-, si bien incrementos de los ingresos reducirían los déficits presupuestarios en el corto plazo, puede incrementarlos en el futuro si no existieran restricciones a la emisión de deuda pública. Por lo tanto el control del déficit debería basarse en restricciones legales al déficit o al endeudamiento, combinada con cortes discrecionales en el gasto. Para las 2 provincias que poseen una relación causal bidireccional -Salta y Tierra del Fuego- la disciplina presupuestaria requeriría de acciones sobre ambos lados del presupuesto. No obstante, considerando que el análisis de descomposición de varianza para la provincia de Tierra del Fuego muestra una mayor importancia relativa del efecto negativo de los gastos hacia los ingresos, el proceso tendiente a la consolidación fiscal para esta provincia debería propender principalmente la reducción de los gastos públicos.

## 5 *Referencias*

- [1] Aka, F. y B. Decaluwé (1999); “Causality and comovement between tax rate and budget deficits: Further evidence from developing countries”; Working Paper 9911, Laval University, Canada.
- [2] Anderson, W., M. Wallace y J. Warner (1986); “Government spending and taxation: What causes what?”; Southern Economic Journal, January, 630-639.
- [3] Baffes, J. y A. Shah (1994); “Causality and comovement between taxes and expenditures: Historical evidence from Argentina, Brazil and Mexico”; Journal of Development Economics 44, 311-331.
- [4] Barro, J. (1974); “Are government bonds new wealth?”; Journal of Political Economy 82, 1095-1117.
- [5] Barro, J. (1979); “On the determination of Public Debt”; Journal of Political Economy 87, 940-971.
- [6] Blackley, P. (1986); “Causality between revenues and expenditures and the size of the federal budget”; Public Finance Quarterly 14, 139-156.
- [7] Blanchard, O., J. Chouraqui, R. Hagemann, N. Sartor (1990); “The sustainability of fiscal policy: New answers to an old question”. OECD Economic Studies 15, Autumn: 7-36.
- [8] Brennan, G. y J. Buchanan (1980); “The power to tax: Analytical foundations of the fiscal constitution”; Cambridge University Press, Cambridge, Massachusetts.
- [9] Castro, F., J. Gonzalez-Páramo y P. Hernández de Cos (2001); “Evaluating the dynamics of fiscal policy in Spain: Patterns of interdependence and consistency of public expenditure and revenues”; Documento de trabajo Banco de España N°0103.
- [10] Chari, V. y H. Cole (1993); “A contribution to the theory of pork barrel spending”; Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report N°156.
- [11] Enders, W. (1995); “Applied econometric time series”; John Wiley & Sons.
- [12] Engle, R. y C. Granger (1987); “Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing”; Econometrica 55, 251-276.
- [13] Friedman, M. (1978); “The limitations of tax limitations”; Policy Review, summer, 7-14.
- [14] Granger, C. (1969); “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods,” Econometrica 37, 424-438.

- [15] Hakkio, C. Y. M. Rush (1991); "Is the budget deficit too large?"; *Economic Inquiry* 24, 429-445.
- [16] Hamilton, J. (1994); "Time series analysis"; Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [17] Hatemi-J, A. (1999); "Fiscal policy in Sweden: Effects of EMU criteria convergence"; Lund University working paper N°1999:5.
- [18] Johansen, S. (1991); "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models"; *Econometrica* 60, 1551-1580.
- [19] Johansen, S. (1995); "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models"; Oxford University Press.
- [20] Joulfaian, D. y R. Mookerjee (1991); "Dynamics of government revenues and expenditures in industrial economies"; *Applied Economics* 23, 1839-1844.
- [21] Keynes, J. (1923); "A tract on monetary reform"; *The Collected Writings of John Maynard Keynes* Vol. IV, Macmillan, 1971.
- [22] Meltzer, A. y S. Richard (1981); "A rational theory of the size of the government"; *Journal of Political Economy* 89, 914-927.
- [23] Miller, S. y F. Russek (1990); "Co-integration and error correction models: The temporal causality between government taxes and spending"; *Southern Economic Journal*, august, 221-229.
- [24] Owoye, O. (1995); "The causal relationship between taxes and expenditures in the G7 countries: cointegration and error-correction models"; *Applied Economics Letters* 2, 19-22.
- [25] Payne, J. (1998); "The tax-spend debate: Time series evidence from state budgets"; *Public Choice* 95, 307-320.
- [26] Peacock, A. y J. Wiseman (1979); "Approaches to the analysis of government expenditure growth"; *Public Finance Quarterly* 7, 3-23.
- [27] Phillips, P. y P. Perron (1988); "Testing for a unit root in time series regression"; *Biometrika* 75, 335-346.
- [28] Quintos, C. (1995); "Sustainability of the deficit process with structural shifts"; *Journal of Business & Economic Statistics* 13, 409-417.
- [29] Ram, R. (1988); "Additional evidence on causality between revenues and government expenditure"; *Southern Economic Journal*, January, 763-769.
- [30] Roubini, N. y J. Sachs (1989); "Political and economic determinants of budget deficits in industrial democracies"; *European Economic Review* 33, 903-938.

- [31] Trehan, B. y C. Walsh (1988); “Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing”; *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 425-444.
- [32] Trehan, B. y C. Walsh (1991); “Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits”, *Journal of Money, Credit and Banking* 23, 206-223.
- [33] Tornell, A. y A. Velasco (1995); “Fixed versus flexible exchange rates: Which provides more fiscal discipline?”; NBER working paper N°5108.
- [34] Velasco, A. (1997); “A model of endogenous fiscal deficits and delayed fiscal reforms”; NBER working paper N°6336.
- [35] Von Hagen, J. (1992); “Budgeting procedures and fiscal performance in the European Communities”; Commission of the European Communities; *Economic Papers* 96, October.
- [36] White, H. (1980) “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity” *Econometrica* 48, 817–838.